

روایی، پایایی و ساختار عاملی مقیاس خودتخریبگری مزمن

اشرف سادات موسوی^(۱)، دکتر پرویز آزادفلاح^(۲)، دکتر حجت الله فراهانی^(۳)، دکتر محسن دهقانی^(۴)

چکیده

هدف: هدف پژوهش حاضر، بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و ساختار عاملی نسخه فارسی مقیاس خودتخریبگری مزمن (CSDS) بود. **روش:** برای تنظیم نسخه فارسی مقیاس خودتخریبگری مزمن از شیوه ترجمه-ترجمه وارون استفاده شد. با روش نمونه‌گیری در دسترس از رشته‌های تحصیلی مختلف (فنی، علوم پایه و علوم انسانی) دانشگاه تهران، ۴۱۳ پرسشنامه (۲۳۴ زن و ۱۷۹ مرد) برای بررسی ساختار عاملی CSDS تکمیل شد. برای بررسی پایایی بازآزمایی، ۲۸ دانشجوی زن به فاصله دو هفته و ۲۶ مرد به فاصله پنج هفته دوبار به مقیاس خودتخریبگری مزمن پاسخ دادند. برای بررسی روایی همگرا نیز ۵۵ دانشجوی زن و ۴۵ مرد بررسی شدند. برای گردآوری داده‌ها، افزون بر مقیاس خودتخریبگری مزمن (CSDS)، پرسشنامه احساسات شخصی (PFQ)، مقیاس سطوح خودانتقادی (LSCS) و پرسشنامه افسردگی بک-ویرایش دوم (BDI-II) به کار رفت. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از ضرایب همبستگی پیرسون و اسپیرمن و تحلیل عاملی اکتشافی انجام شد. **یافته‌ها:** تحلیل عاملی گویه‌های مردان (۲۳ گویه) چهار عامل «سهل‌انگاری و عدم تقید»، «مسامحه»، «مخاطره‌جویی» و «تخدیرطلبی» و تحلیل عاملی گویه‌های زنان (۱۹ گویه) سه عامل «مسامحه و خطرپذیری»، «بی‌نظمی» و «عدم مراقبت و برنامه‌ریزی» را به دست داد. چهار عامل مقیاس مردان، ۵۰/۵ درصد و سه عامل مقیاس زنان، ۴۵/۴ درصد واریانس نمره کل را تبیین کردند. ضریب آلفای کرونباخ دو بخش مردان و زنان، به ترتیب، ۰/۸۴۹ و ۰/۸۴۵ بود. ضریب آلفای کرونباخ عوامل مربوط به مردان ۰/۶۹۸-۰/۸۶۵ و عوامل مربوط به زنان ۰/۶۸۵-۰/۸۰۰ بود. همسانی درونی مقیاس از راه محاسبه ضریب همبستگی پیرسون میان نمره عوامل با یکدیگر و با نمره کل و ضریب همبستگی اسپیرمن میان گویه‌های هر عامل نیز تأیید شد. روایی همگرا از راه محاسبه ضریب همبستگی پیرسون میان نمره کل و نمره عوامل CSDS با متغیرهای افسردگی، احساس شرم، احساس گناه، خودانتقادی درونی و خودانتقادی مقایسه‌ای تأیید شد. **نتیجه‌گیری:** نسخه فارسی مقیاس خودتخریبگری مزمن از ویژگی‌های روان‌سنجی مناسب برای به کارگیری در پژوهش‌ها برخوردار است.

کلیدواژه: مقیاس خودتخریبگری مزمن؛ ساختار عاملی؛ روایی؛ پایایی

[دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۹/۱۷؛ پذیرش مقاله: ۱۳۹۴/۲/۱]

مقدمه

اصل صیانت نفس به کار رفته‌اند (۲). کلی^۵ و همکاران خودتخریبی را این‌گونه تعریف کرده‌اند: تمایل به انجام رفتارهایی که احتمال تجربه نتایج منفی را افزایش و احتمال کسب موفقیت آتی را کاهش می‌دهد (۳). این تعریف با تعریف سومین ویراست تجدیدنظر شده راهنمای تشخیصی و آماری اختلال‌های روانی^۶ (DSM-III-R) از شخصیت شکست‌جو مطابق است (۴). به بیان دیگر، الگوهای

باور بر این است که سائق درونی خودنگهداری^۱ در تمام جانوران به ودیعه گذاشته شده است. ولی برخی افراد به شیوه‌ای رفتار می‌کنند که با این اصل سازمان‌دهی^۲ ناهمسان و در برخی موارد به‌طور کامل متضاد است (۱). رفتار خودتباها ساز/ خودشکانه^۳ و خودتخریب‌گری^۴ واژه‌هایی هستند که در متون مختلف برای این گرایش‌های متضاد با

^(۱) دانشجوی دکتری روانشناسی، دانشگاه تربیت مدرس؛ ^(۲) دکترای روانشناسی، دانشیار دانشگاه تربیت مدرس. تهران، بزرگراه جلال آل احمد، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده علوم انسانی، گروه روانشناسی. دورنگار: ۰۲۱-۸۲۸۳۶۷۶ (نویسنده مسئول) E-mail: azadfallahparviz@modares.ac.ir ^(۳) دکترای روانشناسی، استادیار دانشگاه علوم پزشکی آزاد اسلامی؛ ^(۴) دکترای روانشناسی، دانشیار دانشگاه شهید بهشتی.

1- innate drive for self-preservation
2- organizing principle 3- self-defeating
4- self-destructiveness 5- Kelly
6- Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, third edition-Revised

به باور کلی و همکاران، رفتارهای مورد سنجش توسط این مقیاس در طولانی‌مدت برای بهزیستی افراد زیان‌بخش است و جنبه‌ای از شخصیت در نظر گرفته می‌شود که زیربنای مجموعه‌ای از عادات آسیب‌رسان به سلامت است (۳). کاهش خفیفی در نمره خودتخریب‌گری با توجه به افزایش سن وجود دارد. همچنین نمره خودتخریب‌گری با منبع کنترل بیرونی^۱ رابطه مستقیم و با رفتارهای تیپ A رابطه عکس دارد. این رفتارها با نیاز به پیشرفت و مطلوبیت اجتماعی رابطه‌ای نداشتند. کلی و همکاران در مجموعه‌ای از بررسی‌های ابتدایی، این مقیاس را روی ۱۲ گروه از دانشجویان کارشناسی، یک گروه از زنان تاجر و یک گروه از بیماران بستری در بیمارستان اجرا کردند. احتمال گزارش تقلب در کلاس درس، جریمه شدن در رانندگی، نیاز به درمان به دلیل افسردگی در سوء مصرف الکل و موارد مخدر، سرکشی‌های دوران نوجوانی و به تعویق انداختن امور مهم پزشکی در افرادی که نمره خودتخریب‌گری بالا کسب کرده بودند، بیشتر بود (۳).

تا آنجا که بررسی شد، از مقیاس خودتخریب‌گری مزمن، تنها نسخه لهستانی آن تنظیم شده است که ویژگی‌های روان‌سنجی مناسبی دارد. ضریب آلفای کرونباخ این مقیاس در زبان لهستانی ۰/۷۹۹-۰/۸۱۱ گزارش شده است. این نسخه مقوله‌های تخلف و خطر، مراقبت ضعیف بهداشتی، مسامحه فردی و اجتماعی، نبود برنامه‌ریزی و درماندگی و انفعال در مواجهه با مشکلات را در برمی‌گیرد (۷).

با توجه به اهمیت شناسایی رفتارهای خودتخریب‌گر و نبود مقیاسی به زبان فارسی که این ویژگی را بسنجد، پژوهش حاضر با هدف تنظیم نسخه فارسی مقیاس خودتخریب‌گری مزمن و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و ساختار عاملی آن انجام شد.

روش

برای نمونه‌گیری پژوهش توصیفی حاضر، دانشگاه تهران به‌عنوان دانشگاه جامع انتخاب شد و درمیان دانشکده‌های علوم پایه، فنی، ادبیات و علوم انسانی و حقوق و علوم سیاسی

شکست‌جویی مجموعه‌ای بادوام از رفتارهای نامنعطف و فراگیر هستند که پیامدهای روان‌شناختی منفی و درازمدت آن به مزایای کوتاه‌مدت و فوری حاصل از آن غلبه دارد (۵). این رفتارها با یک تصویر خود‌نالایق^۱ و سبک میان‌فردی خود‌قربانی‌ساز^۲ در ارتباط هستند (۶).

خودتخریب‌گری، آن‌چنانکه فرض می‌شود، پدیده‌ای کاملاً مشخص نیست. بلکه می‌توان تجلی‌های آن را روی یک پیوستار و در ادامه دیگر رفتارهای انسان در نظر گرفت؛ به گونه‌ای که در یک سوی پیوستار، مراقبت کافی از خود^۳ و در سوی دیگر آن، گرایش‌های به‌شدت خودتخریب‌گر و در انتهای آن، خودکشی قرار دارد (۷). در حیطه گرایش‌های خودتخریب‌گر، اگرچه تمایز روشنی میان گرایش‌های خودتخریب‌گر مستقیم و غیرمستقیم وجود دارد (برای مثال، دود کردن سیگار پس از صرف شام و تصمیم‌گیری برای پایان دادن به زندگی)، تمام این گرایش‌ها عناصر مشترکی دارند: این گرایش‌ها تلاش‌هایی هستند برای تعدیل تجارب عاطفی، شناختی یا اجتماعی، و با اشکال مختلف اختلال‌های روانی (مانند افسردگی، اضطراب و اختلال‌های برون‌ساز^۴) در ارتباطند (۱).

مقیاس خودتخریب‌گری مزمن^۵ (CSDS)، در سال ۱۹۸۵، توسط کاترین کلی و همکاران تدوین شد (۳). این مقیاس تمایل فرد برای رفتار به شیوه‌ای خودتخریب‌گر را می‌سنجد و محتوای گویه‌ها، چهار حوزه مسامحه^۶، مراقبت ضعیف بهداشتی^۷، شواهدی از تخلف^۸ و نبود برنامه‌ریزی^۹ را پوشش می‌دهند. به‌وسیله تحلیل همسانی درونی گویه‌ها، دو سنج ۵۲ گویه‌ای از خودتخریب‌گری مزمن برای هر جنسیت به‌دست آمده است. همسانی درونی با استفاده از ضریب روش آلفای کرونباخ ۰/۷۳-۰/۹۷ و ضریب پایایی بازآزمایی یک‌ماهه ۰/۹۰-۰/۹۸ گزارش شده است. در مطالعه کلی و همکاران، تحلیل عاملی با مؤلفه‌های اصلی و چرخش مایل برای هر جنسیت، دو عامل نشان داد، ولی این عوامل قابل نام‌گذاری نبودند و در نهایت، کلی و همکاران این‌طور نتیجه‌گیری کردند که «همسانی درونی بالای مقیاس نشانگر نبود ساختار عاملی مجزا است». بنابراین، از آنجا که تحلیل عاملی، نه به لحاظ مفهومی و نه به لحاظ تجربی، به مؤلفه‌های معنادار نینجامیده است، مقیاس به‌صورت تک‌بعدی در نظر گرفته می‌شود (۳).

- 1- undeserving self-image
- 2- self-sacrificing interpersonal style
- 3- good enough self-care
- 4- externalizing disorders
- 5- Chronic Self-Destructiveness Scale
- 6- carelessness
- 7- poor health maintenance
- 8- evidence of transgressions
- 9- lack of planfulness
- 10- external locus of control

در قسمت مقدمه بیان شد. تا آنجا که بررسی شد، پیش از این، از CSDS در ایران استفاده نشده است.

پرسشنامه احساسات شخصی^۱ (PFQ): این پرسشنامه دارای دو خرده‌مقیاس شرم^۲ و گناه^۳ است و در آن ۲۲ احساس و حالت مختلف نام برده شده که پاسخ‌دهنده روی یک پیوستار پنج‌درجه‌ای به آنها پاسخ می‌دهد. پایایی بازآزمایی پرسشنامه احساسات شخصی در مورد خرده‌مقیاس شرم ۰/۹۳ و در مورد گناه ۰/۸۵ گزارش شده (۸) و روایی آن نیز از راه ارتباط قوی با ناستواری خود^۴ ($r=0/34$)، اضطراب اجتماعی ($r=0/37$) و منبع بیرونی کنترل ($r=0/21$) تأیید شده است (۹). ضرایب آلفای کرونباخ دو خرده‌مقیاس شرم و گناه در پژوهشی روی افراد سالم فارسی‌زبان، به ترتیب، ۰/۸۲ و ۰/۶۲ به‌دست آمد (۱۰).

مقیاس سطوح خودانتقادی^۵ (LSCS): این مقیاس دارای دو خرده‌مقیاس خودانتقادی مقایسه‌ای و خودانتقادی درونی است، ۲۲ گویه دارد و روی یک پیوستار هفت‌درجه‌ای پاسخ داده می‌شود. ضریب آلفای کرونباخ دو خرده‌مقیاس خودانتقادی مقایسه‌ای و درونی، به ترتیب، ۰/۸۴ و ۰/۸۸ گزارش شده است. همبستگی این دو خرده‌مقیاس با ارزش خود، به ترتیب، ۰/۶۶- و ۰/۵۲- و با خرده‌مقیاس ناپایداری هیجانی^۶ پرسشنامه نئو^۷، به ترتیب، ۰/۶۰ و ۰/۵۴ به‌دست آمده است (۳). در پژوهشی روی افراد فارسی‌زبان، ضریب آلفای کرونباخ دو خرده‌مقیاس خودانتقادی درونی و مقایسه‌ای روی افراد سالم، به ترتیب، ۰/۸۷ و ۰/۵۵ گزارش شده است (۱۱).

پرسشنامه افسردگی بک- ویرایش دوم^۸ (BDI-II): این پرسشنامه ۲۱ گویه دارد و با ملاک‌های افسردگی DSM-IV هماهنگ است (۱۲، ۱۳). ضریب آلفای کرونباخ و پایایی بازآزمایی یک‌هفته‌ای BDI-II، به ترتیب، ۰/۹۱ و ۰/۸۳ گزارش شده است (۱۲). ضریب آلفای کرونباخ و پایایی بازآزمایی یک‌هفته‌ای نسخه فارسی BDI-II نیز، به ترتیب، ۰/۷۸ و ۰/۷۳ بوده است (۱۴).

تجزیه و تحلیل داده‌ها با کمک نرم‌افزار SPSS-21^۹ و با استفاده از ضرایب همبستگی پیرسون و اسپیرمن و تحلیل عاملی اکتشافی انجام شد. از ضریب همبستگی پیرسون برای

این دانشگاه به‌صورت در دسترس ۴۴۳ پرسشنامه توزیع شد. از میان پرسشنامه‌های تکمیل‌شده، پرسشنامه‌های ناقص کنار گذاشته شدند و داده‌های ۴۱۳ پرسشنامه وارد تحلیل شد (درصد پاسخ‌گویی: ۹۳/۲). از این تعداد، ۲۳۴ پرسشنامه مربوط به زنان و ۱۷۹ پرسشنامه مربوط به مردان بود. از این پرسشنامه‌ها برای بررسی ساختار عاملی مقیاس استفاده شد. برای بررسی پایایی بازآزمایی، ۲۸ دانشجوی زن به فاصله دو هفته و ۲۶ دانشجوی مرد به فاصله پنج هفته دو بار به مقیاس خودتخریبگری مزمن پاسخ دادند. برای بررسی روایی همگرا نیز ۵۵ دانشجوی زن و ۴۵ دانشجوی مرد، افزون بر پرسشنامه خودتخریبگری مزمن، به سه پرسشنامه دیگر نیز پاسخ دادند. این قسمت از نمونه‌گیری نیز به روش در دسترس انجام شد.

برای تنظیم نسخه فارسی پرسشنامه خودتخریبگری مزمن از شیوه ترجمه-ترجمه وارون استفاده شد. ابتدا نسخه اصلی پرسشنامه توسط دو مؤلف نخست مقاله با دقت ترجمه شد و طی چندین مرحله، بازبینی‌های لازم انجام شد. سپس این نسخه توسط فرد سومی که پرسشنامه اصلی را ندیده بود و کاملاً به زبان انگلیسی اشراف داشت، به زبان اصلی برگردانده شد. تفاوت میان دو نسخه به زبان اصلی بررسی و در موارد لازم تغییرات مورد نظر در ترجمه اعمال شد. پس از آن، پرسشنامه به‌صورت آزمایشی روی شش نفر اجرا شد تا موارد مبهم مشخص شود. پس از این مرحله، نسخه نهایی تنظیم شد. روایی محتوایی پرسشنامه به قضاوت سه روان‌شناس عضو هیأت علمی دانشگاه تأیید شد. گردآوری داده‌ها به‌صورت کلاسی، با گرفتن وقت قبلی از استادان دروس عمومی، انجام شد. در ابتدا توضیح مختصری درباره پژوهش توسط پژوهشگر ارائه و تلاش می‌شد همکاری دانشجویان جلب شود. دانشجویان، پس از کسب رضایت آگاهانه مکتوب، در پژوهش شرکت کردند و پرسشنامه‌ها بدون نام و نام‌خانوادگی تکمیل شد. برای قدردانی از شرکت‌کنندگان، افزون بر پذیرایی مختصر، در صورت تمایل افراد، پاسخ فردی به‌ای-میل پاسخ‌دهندگان فرستاده شد. برای گردآوری داده‌ها ابزارهای زیر به کار رفت:

مقیاس خودتخریبگری مزمن (CSDS): این مقیاس برای ارزیابی الگوها و تمایلات خودتخریبگری به کار می‌رود و ۷۳ گویه دارد که روی مقیاس لیکرت، از ۵ (کاملاً در مورد من صدق می‌کند) تا صفر (اصلاً در مورد من صدق نمی‌کند)، پاسخ داده می‌شود. برخی از گویه‌ها مختص زنان و برخی دیگر مختص مردان و تعدادی از گویه‌ها نیز میان دو جنسیت مشترک است (۳). ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس پیش‌تر

1- Personal Feeling Questionnaire
2- shame 3- guilt
4- self-instability
5- Levels of Self-Criticism Scale
6- neuroticism 7- NEO
8- Beck Depression Inventory-II
9- Statistical Package for the Social Sciences-version 21

تشخیص‌های افسردگی، وسواس، اضطراب و سرطان‌هراسی اشاره کرده بودند. در پاسخ به این پرسش که آیا از داروی روانپزشکی استفاده کرده یا می‌کنید، نیز داروهای سیتالوپرام، نورتریتیلین، سرتالین، کلردیازپوکساید، فلووکسامین، آلپرازولام و ریسپریدون نام برده شدند.

برای بررسی ساختار عاملی، در مورد هر یک از گویه‌های زنان و مردان، به‌طور جداگانه، طی چندین مرحله، همبستگی میان گویه‌ها محاسبه و همبستگی‌های کمتر از ۰/۳۰ حذف شد. بدین ترتیب، از گویه‌های مربوط به زنان ۲۳ گویه و از گویه‌های مربوط به مردان ۲۵ گویه باقی ماند. روی گویه‌های باقی‌مانده به‌طور جداگانه برای هر جنسیت تحلیل عاملی اکتشافی با روش تحلیل مؤلفه اصلی^۱ و چرخش وریمکس^۲ انجام شد. در این مرحله، حداقل بارعاملی گویه‌ها روی عوامل ۰/۴۰ در نظر گرفته شد و بنابراین، گویه‌هایی که روی هیچ عاملی بار نشده بودند، از تحلیل کنار رفتند. بدین ترتیب، برای بخش زنان ۱۹ گویه و برای بخش مردان ۲۳ گویه باقی ماند.

بررسی شدت همبستگی میان نمره کل و نمره عوامل پرسشنامه در دوبار بازآزمایی و همچنین بررسی شدت همبستگی عوامل با دیگر مقیاس‌ها و از ضریب همبستگی اسپیرمن برای بررسی شدت همبستگی گویه‌های یک عامل با یکدیگر استفاده شد. برای بررسی ساختار عاملی، تحلیل عاملی اکتشافی به‌کار رفت، زیرا تحلیل عاملی نسخه اصلی به نتیجه قابل استنادی منتهی نشده بود و درباره تعداد عوامل ابهام وجود داشت.

یافته‌ها

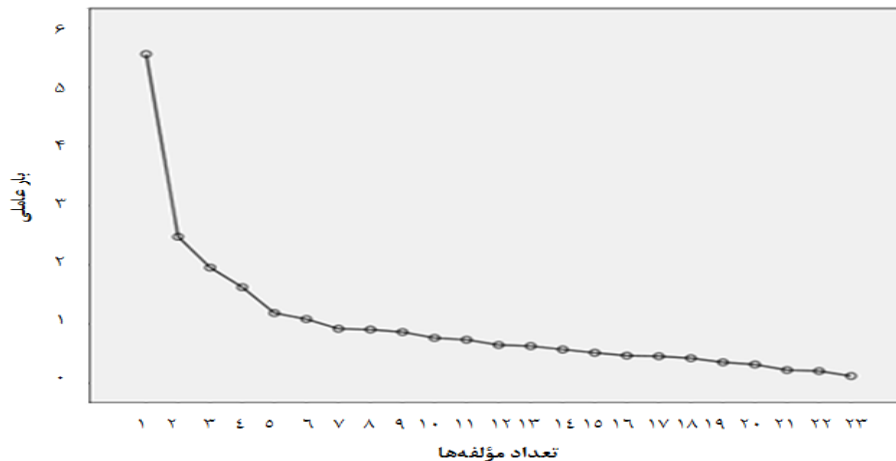
میانگین (و انحراف معیار) سن مردان و زنان، به‌ترتیب، ۲۰/۵ (۴/۲) و ۲۲/۰ (۵/۸) سال بود. دیگر ویژگی‌های جمعیت‌شناختی گروه نمونه در **جدول ۱** آمده است. گفتنی است ابتلا به اختلال روانپزشکی طی یک سؤال در بخش جمعیت‌شناختی پرسشنامه سنجیده شد: آیا تا به حال با مراجعه به روانپزشک یا روانشناس، تشخیص اختلال گرفته‌اید؟ اگر بلی، لطفاً نام آن را ذکر کنید. در پاسخ به این سؤال، ۱۱ نفر به

جدول ۱- فراوانی (و درصد) ویژگی‌های جمعیت‌شناختی به تفکیک جنسیت

| مردان | زنان | | |
|------------|------------|--------------|---------------------------|
| ۱۶۳ (۹۱/۱) | ۱۶۴ (۷۰/۱) | مجرد | وضعیت تأهل |
| ۷ (۳/۹) | ۱۳ (۵/۶) | متأهل | |
| ۹ (۵/۰) | ۵۷ (۲۴/۴) | بی‌پاسخ | |
| ۹۶ (۵۳/۶) | ۵۳ (۲۲/۶) | اول | سال تحصیلی |
| ۳۰ (۱۶/۸) | ۲۸ (۱۲/۰) | دوم | |
| ۲۵ (۱۴/۰) | ۴۵ (۱۹/۲) | سوم | |
| ۱۸ (۱۰/۱) | ۵۱ (۲۱/۸) | چهارم | |
| ۱۰ (۵/۶) | ۵۷ (۲۴/۴) | بی‌پاسخ | |
| ۳۳ (۱۸/۴) | ۷۵ (۳۲/۱) | علوم پایه | رشته تحصیلی |
| ۵۰ (۲۷/۹) | ۷۵ (۳۲/۱) | علوم انسانی | |
| ۸۸ (۴۹/۲) | ۲۹ (۱۲/۴) | فنی - مهندسی | |
| ۸ (۴/۵) | ۵۵ (۲۳/۵) | بی‌پاسخ | |
| ۵ (۲/۸) | ۶ (۲/۶) | بله | ابتلا به اختلال روانپزشکی |
| ۱۶۵ (۹۲/۲) | ۱۷۱ (۷۳/۱) | خیر | |
| ۹ (۵/۰) | ۵۷ (۲۴/۴) | بی‌پاسخ | |
| ۵ (۲/۸) | ۸ (۳/۴) | بله | مصرف داروی روانپزشکی |
| ۱۶۵ (۹۲/۲) | ۱۶۹ (۷۲/۲) | خیر | |
| ۹ (۵/۰) | ۵۷ (۲۴/۴) | بی‌پاسخ | |

جدول ۲- یافته‌های تحلیل عاملی اکتشافی مقیاس خودتخریبگری مزمن (CSDS)، گویه‌های مردان

| عوامل | شماره گویه | گویه | عامل ۱ | عامل ۲ | عامل ۳ | عامل ۴ |
|------------------------|------------|--|--------|--------|--------|--------|
| سهول‌انگاری و عدم تقید | ۶۸ | اگر الکل بنوشم، واقعاً احساس خوبی دارم. | ۰/۸۵۵ | | | |
| | ۵۴ | می‌توانم بیشتر از اغلب دوستانم مشروب بنوشم. | ۰/۸۲۸ | | | |
| | ۶۹ | گاهی اوقات وقتی که دسترسی به مشروب ندارم، فکر می‌کنم که مست کردن چقدر خوب است. | ۰/۷۹۵ | | | |
| | ۱۴ | اهل قمار هستم. | ۰/۶۸۷ | | | |
| | ۲۶ | قمار کردن یا بازی‌های شرطی را دوست دارم. | ۰/۶۱۸ | | | |
| مسامحه | ۱۸ | معمولاً بدون هیچ مشکلی کارم را در موعد مقرر تمام می‌کنم. | ۰/۷۰۳ | | | |
| | ۶۶ | بیشتر اوقات می‌توانم کارهای مهم را سر موعد انجام دهم. | ۰/۶۸۷ | | | |
| | ۶۵ | خیلی کم پیش می‌آید که چیزی را گم کنم یا ندانم کجا گذاشته‌ام. | ۰/۵۲۰ | | | |
| | ۶۲ | با وجود آن که می‌دانم برخی کارها پیامد خوبی ندارد، آنها را انجام می‌دهم. | ۰/۴۹۹ | | | |
| | ۲ | گاهی زندگی خیلی خسته کننده است. | ۰/۴۹۶ | | | |
| | ۲۹ | حساب دخل و خرجم را ندارم. | ۰/۴۷۳ | | | |
| | ۶۷ | بیشتر اوقات از انجام کارهای واجبی که کسل کننده هستند، شانه خالی می‌کنم. | ۰/۴۵۶ | | | |
| | ۲۵ | به نظر می‌رسد گاهی اوقات مراقب آنچه که برایم اتفاق می‌افتد، نیستم. | ۰/۴۴۵ | | | |
| مخاطره‌جویی | ۱۲ | برای کسب هیجان، کارهای خطرناکی انجام می‌دهم. | ۰/۸۱۰ | | | |
| | ۳۴ | شغل‌هایی را دوست دارم که عنصری از خطر داشته باشد. | ۰/۸۰۰ | | | |
| | ۳ | در دوران مدرسه بچه شری بودم. | ۰/۶۱۸ | | | |
| | ۲۱ | مسافرت ایمن را به مسافرت باشتاب ترجیح می‌دهم. | ۰/۴۶۰ | | | |
| | ۳۲ | بسیاری از قوانین طوری وضع شده‌اند که باید آنها را زیر پا گذاشت. | ۰/۴۶۰ | | | |
| | ۳۰ | گذاشتن کلاه ایمنی، صفای موتورسواری را می‌گیرد. | ۰/۴۳۹ | | | |
| | ۱۷ | از تن دادن به برنامه و نظم و ترتیب متنفرم. | ۰/۴۱۴ | | | |
| تخددردطلبی | ۷۰ | کشیدن سیگار واقعاً ارضا کننده است. | ۰/۸۲۵ | | | |
| | ۷۱ | دوست دارم سیگار بکشم. | ۰/۷۹۴ | | | |
| | ۲۷ | روزانه بیش از یک پاکت سیگار دود می‌کنم. | ۰/۷۴۶ | | | |



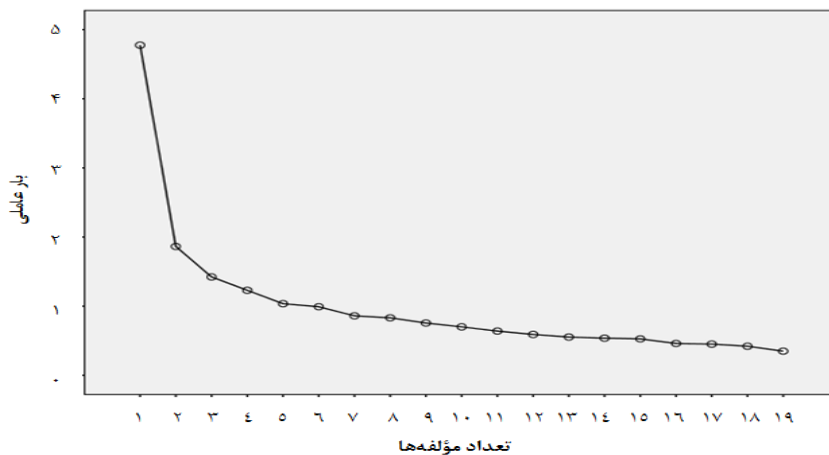
شکل ۱- نمودار سنگ‌ریزه برای تحلیل عاملی اکتشافی مقیاس خودتخریبگری مزمن (CSDS) در مردان

تحلیل عاملی گویه‌های مردان چهار عامل و تحلیل عاملی گویه‌های زنان، سه عامل به دست داد (شکل‌های ۱ و ۲). شاخصه‌های آماری تحلیل عاملی در هر دو مورد مردان و زنان (KMO=۰/۷۸۳، χ^2 Bartlett=۱۴۸۹/۰۳۳، $df=۲۵۳$ ، $p<۰/۰۰۱$) و زنان (KMO=۰/۸۱۸، χ^2 Bartlett=۱۲۵۸/۳۸۴، $df=۱۷۱$ ، $p<۰/۰۰۱$) مناسب بود. در مردان این چهار عامل با توجه به محتوای گویه‌ها، «سهل‌انگاری و عدم تقید»، «مسامحه»، «مخاطره‌جویی» و «تخدير طلبی» (جدول ۲) و در زنان «مسامحه و خطرپذیری»، «بی‌نظمی» و «عدم مراقبت و برنامه‌ریزی» (جدول ۳) نام گرفتند.

تحلیل عاملی گویه‌های مردان چهار عامل و تحلیل عاملی گویه‌های زنان، سه عامل به دست داد (شکل‌های ۱ و ۲). شاخصه‌های آماری تحلیل عاملی در هر دو مورد مردان و زنان (KMO=۰/۷۸۳، χ^2 Bartlett=۱۴۸۹/۰۳۳، $df=۲۵۳$ ، $p<۰/۰۰۱$) و زنان (KMO=۰/۸۱۸، χ^2 Bartlett=۱۲۵۸/۳۸۴، $df=۱۷۱$ ، $p<۰/۰۰۱$) مناسب بود. در مردان این چهار عامل با توجه به محتوای گویه‌ها، «سهل‌انگاری و عدم تقید»، «مسامحه»، «مخاطره‌جویی» و «تخدير طلبی» (جدول ۲) و در زنان «مسامحه و خطرپذیری»، «بی‌نظمی» و «عدم مراقبت و برنامه‌ریزی» (جدول ۳) نام گرفتند.

جدول ۳- یافته‌های تحلیل عاملی اکتشافی مقیاس خودتخریب‌گری مزمن (CSDS)، گویه‌های زنان

| عوامل | شماره گویه | گویه | عامل ۱ | عامل ۲ | عامل ۳ |
|--------------------------|------------|--|--|--------|--------|
| مسامحه و خطرپذیری | ۵۶ | به نظر می‌رسد اشتباهاتم را تکرار می‌کنم. | ۰/۶۸۹ | | |
| | ۶۲ | با وجود آنکه می‌دانم برخی کارها پیامد خوبی ندارد، آنها را انجام می‌دهم. | ۰/۶۷۹ | | |
| | ۲۵ | به نظر می‌رسد گاهی اوقات مراقب آنچه که برایم اتفاق می‌افتد، نیستم. | ۰/۶۲۳ | | |
| | ۶۷ | بیشتر اوقات از انجام کارهای واجبی که کسل‌کننده هستند، شانه خالی می‌کنم. | ۰/۶۱۵ | | |
| | ۳۲ | بسیاری از قوانین طوری وضع شده‌اند که باید آنها را زیر پا گذاشت. | ۰/۶۱۰ | | |
| | ۱۲ | برای کسب هیجان، کارهای خطرناکی انجام می‌دهم. | ۰/۵۹۲ | | |
| | ۸ | معمولاً از انجام کارهای روزانه طفره می‌روم. | ۰/۵۰۳ | ۰/۴۷۳ | |
| | ۴۷ | گاهی قراردادهای مهم را فراموش می‌کنم. | ۰/۴۹۲ | | |
| | ۲۳ | دیگران به من می‌گویند که آشفته و درهم‌ریخته هستم. | ۰/۴۸۴ | | |
| | بی‌نظمی | ۱۸ | معمولاً بدون هیچ مشکلی کارم را در موعد مقرر تمام می‌کنم. | ۰/۷۴۵ | |
| ۳۳ | | تقریباً همیشه سر وقت سر قرار می‌روم. | ۰/۷۱۸ | | |
| ۶۶ | | بیشتر اوقات می‌توانم کارهای مهم را سر موعد انجام دهم. | ۰/۶۶۵ | | |
| ۳۷ | | به ندرت امور را به تعویق می‌اندازم. | ۰/۵۹۳ | | |
| ۳۹ | | معمولاً طرح‌هایم را تا پایان دنبال می‌کنم. | ۰/۴۶۱ | | |
| ۴۰ | | سهم و نقش مثبتی در اجتماعم دارم. | ۰/۴۳۲ | | |
| عدم مراقبت و برنامه‌ریزی | ۱۵ | لازم می‌دانم که برای امور مالی برنامه‌ریزی داشته باشم و حساب دخل و خرجم مشخص باشد. | | | ۰/۸۰۶ |
| | ۱۱ | به سلامت جسمانی و معاینات پزشکی اهمیت می‌دهم. | | | ۰/۶۶۷ |
| | ۴۳ | همیشه به توصیه‌های پزشک یا دندانپزشک عمل می‌کنم. | | | ۰/۶۰۹ |
| | ۲۹ | حساب دخل و خرجم را ندارم. | | | ۰/۵۶۱ |



شکل ۲- نمودار سنگ‌ریزه تحلیل عاملی مقیاس خودتخریب‌گری مزمن (CSDS) در زنان

۰/۷۳۵ بود (در تمام موارد $p < ۰/۰۰۱$). همچنین ۲۶ دانشجوی مرد با میانگین سنی (و انحراف معیار) $۲۶/۳$ (و $۸/۸$)، با دامنه سنی ۱۹-۵۴ سال، به فاصله پنج هفته به مقیاس مردانه CSDS پاسخ دادند. ضرایب همبستگی میان دو بار سنجش در مورد نمره کل و عامل‌های اول تا چهارم، به ترتیب، $۰/۸۶۷$ ، $۰/۶۵۱$ ، $۰/۸۳۲$ ، $۱/۰۰$ ، $۰/۷۱۵$ و $۰/۸۶۷$ بود (در تمام موارد $p < ۰/۰۰۱$).

برای بررسی روایی همگرا، ۵۵ دانشجوی زن با میانگین سنی (و انحراف معیار) $۲۵/۱$ ($۸/۵$) سال و دامنه سنی ۱۹-۵۵ سال و ۴۵ دانشجوی مرد با میانگین سنی (و انحراف معیار) $۲۶/۷$ ($۹/۳$) سال و دامنه سنی ۱۹-۵۴ سال، افزون بر CSDS، به پرسشنامه افسردگی بک، مقیاس سطوح خودانتقادی و پرسشنامه احساسات شخصی نیز پاسخ دادند. بیشتر همبستگی‌ها در این قسمت معنی‌دار بودند (جدول ۶).

واریانس تبیین شده توسط عوامل در مردان $۵۰/۵$ و در زنان $۴۵/۴$ درصد بود. ضریب آلفای کرونباخ و شاخص‌های توصیفی عوامل به دست آمده در **جدول ۴** و ضرایب همبستگی عوامل با یکدیگر و با نمره کل در **جدول ۵** آمده است. گفتنی است به منظور فراهم آمدن امکان مقایسه با گویه‌های نسخه اصلی، شماره گویه‌ها تغییر داده نشد و گویه‌ها با همان شماره گویه‌های نسخه اصلی در جداول یادداشت شد.

ضرایب همبستگی اسپیرمن میان گویه‌های عوامل با یکدیگر، جز چند مورد، معنادار بود ($p < ۰/۰۱$).

برای بررسی پایایی بازآزمایی ۲۸ دانشجوی زن با میانگین سنی (و انحراف معیار) $۲۷/۸$ (و $۱۱/۰$)، با دامنه سنی ۱۹-۵۵ سال، به فاصله دو هفته به مقیاس زنانه CSDS پاسخ دادند. ضرایب همبستگی میان دو بار سنجش در مورد نمره کل و عامل‌های اول تا سوم، به ترتیب، $۰/۸۴۰$ ، $۰/۸۲۲$ ، $۰/۶۴۰$

جدول ۴- ضرایب آلفای کرونباخ (و تعداد گویه‌ها) و میانگین (و انحراف معیار) عوامل استخراج شده مقیاس خودتخریب‌گری مزمن (CSDS) در زنان و مردان

| | زنان | | | مردان | | |
|------------|----------------|---------|---------------|----------------|---------|---------------|
| | میانگین | تعداد | ضریب | میانگین | تعداد | ضریب |
| | (انحراف معیار) | گویه‌ها | آلفای کرونباخ | (انحراف معیار) | گویه‌ها | آلفای کرونباخ |
| کل | $۰/۷$ $۱/۹$ | ۱۹ | $۰/۸۴۵$ | $۰/۷$ $۱/۶$ | ۲۳ | $۰/۸۴۹$ |
| عامل نخست | $۰/۹$ $۲/۰$ | ۹ | $۰/۸۰۰$ | $۱/۲$ $۰/۸$ | ۵ | $۰/۸۶۵$ |
| عامل دوم | $۰/۹$ $۲/۰$ | ۶ | $۰/۷۴۹$ | $۰/۸$ $۲/۴$ | ۷ | $۰/۶۹۸$ |
| عامل سوم | $۱/۱$ $۱/۶$ | ۴ | $۰/۶۸۵$ | $۱/۰$ $۱/۷$ | ۸ | $۰/۷۴۰$ |
| عامل چهارم | | | | $۱/۲$ $۰/۷$ | ۳ | $۰/۸۱۶$ |

جدول ۵- ضرایب همبستگی پیرسون میان عوامل استخراج شده در مقیاس خودتخریب‌گری مزمن (CSDS) با یکدیگر و با نمره کل در زنان و مردان

| | مردان | | | | زنان | | | |
|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|------|
| | کل | چهارم | سوم | دوم | کل | سوم | دوم | نخست |
| عامل نخست | $۰/۷۲۴^*$ | $۰/۴۸۵^*$ | $۰/۳۱۴^*$ | $۰/۳۱۵^*$ | $۰/۸۵۴^*$ | $۰/۳۳۴^*$ | $۰/۴۳۴^*$ | - |
| عامل دوم | $۰/۷۴۵^*$ | $۰/۲۷۶^*$ | $۰/۴۰۴^*$ | - | $۰/۷۷۴^*$ | $۰/۴۲۱^*$ | - | - |
| عامل سوم | $۰/۷۴۴^*$ | $۰/۲۲۸^*$ | - | - | $۰/۶۵۸^*$ | - | - | - |
| عامل چهارم | $۰/۵۹۶^*$ | - | - | - | - | - | - | - |

* $p < ۰/۰۰۱$

جدول ۶- ضرایب همبستگی پیرسون میان نمره کل و عوامل استخراج شده در مقیاس خودتخریبگری مزمن (CSDS) با خودانتقادی درونی، خودانتقادی مقایسه‌ای، شرم، گناه و افسردگی

| افسردگی | گناه | شرم | خودانتقادی مقایسه‌ای | خودانتقادی درونی | | |
|---------|---------|---------|----------------------|------------------|------------|-------|
| ۰/۴۲۴** | ۰/۴۷۱** | ۰/۳۷۱** | ۰/۳۴۲* | ۰/۳۹۷** | عامل | زنان |
| | | | | | نخست | |
| ۰/۲۹۸* | ۰/۳۲۸* | ۰/۴۶۴** | ۰/۱۱۰ | ۰/۱۶۳ | عامل دوم | |
| ۰/۱۴۷ | ۰/۲۳۹ | ۰/۳۷۰** | ۰/۰۴۱ | ۰/۱۵۳ | عامل سوم | |
| ۰/۴۱۶** | ۰/۴۸۹** | ۰/۵۱۴** | ۰/۲۶۸* | ۰/۳۵۶** | نمره کل | |
| ۰/۴۸۸** | ۰/۳۳۴* | ۰/۲۱۳ | ۰/۰۴۵ | ۰/۴۳۵** | عامل | مردان |
| | | | | | نخست | |
| ۰/۴۳۹** | ۰/۵۷۵** | ۰/۶۲۰** | ۰/۴۰۸** | ۰/۴۶۶** | عامل دوم | |
| ۰/۱۶۷ | ۰/۱۶۴ | ۰/۱۱۷ | ۰/۲۷۳ | ۰/۴۳۸** | عامل سوم | |
| -۰/۰۱۹ | ۰/۰۴۷ | ۰/۰۴۱ | ۰/۲۱۰ | ۰/۳۱۱* | عامل چهارم | |
| ۰/۳۸۰* | ۰/۴۳۰* | ۰/۳۸۰* | ۰/۳۴۶* | ۰/۵۹۶** | نمره کل | |

* $p < 0.05$; ** $p < 0.001$

بحث

پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و ساختار عاملی نسخه فارسی مقیاس خودتخریبگری مزمن انجام شد. یافته‌ها نشانگر همسانی درونی بالای مقیاس بود؛ به طوری که ضریب آلفای کرونباخ دو بخش مردان و زنان، به ترتیب، ۰/۸۴۹ و ۰/۸۴۵ به دست آمد. ضریب آلفای کرونباخ عوامل مربوط به مردان ۰/۸۶۵-۰/۶۹۸ و عوامل مربوط به زنان ۰/۸۰۰-۰/۶۸۵ بود. همچنین ضرایب همبستگی پیرسون میان عوامل با یکدیگر و با نمره کل، هم در زنان و هم در مردان، از نظر آماری معنی‌دار بود ($p < 0.001$). ضرایب همبستگی اسپیرمن میان گویه‌های هر عامل با یکدیگر نیز در بیشتر موارد معنی‌دار بود که همگی نشانگر همسانی درونی بالای مقیاس است. در نسخه اصلی مقیاس، ضریب آلفای کرونباخ گویه‌های زنان ۰/۹۷-۰/۸۵ و ضریب آلفای کرونباخ گویه‌های مردان ۰/۹۷-۰/۷۳ گزارش شده است (۳). در نسخه لهستانی مقیاس نیز ضریب آلفای کرونباخ در دامنه ۰/۸۱۱-۰/۷۹۹ به دست آمده است (۱۵). همان‌طور که مشاهده می‌شود، محدوده ضریب آلفای کرونباخ به دست آمده در سه نسخه انگلیسی، لهستانی و فارسی مشابه است. کاهش مختصر ضریب آلفای کرونباخ مربوط به نسخه فارسی نیز احتمالاً به کاهش تعداد گویه‌ها قابل اسناد است؛ زیرا ضریب آلفای کرونباخ تابع دو متغیر «تعداد گویه‌های ابزار» و «متوسط

ضریب همبستگی میان گویه‌ها» است (۱۶). یادآور می‌شود که در مرحله اول بررسی نسخه فارسی مقیاس، گویه‌هایی که با دیگر گویه‌ها همبستگی کمتر از ۰/۳۰ داشتند، حذف شدند و قابل پیش‌بینی است که با کاهش تعداد گویه‌ها، ضریب آلفای کرونباخ کاهش یابد. البته این کاهش، نسبت به نسخه انگلیسی و لهستانی، بسیار مختصر است.

برای بررسی روایی همگرایی مقیاس خودتخریبگری مزمن از سه پرسشنامه افسردگی بک، پرسشنامه احساسات شخصی و پرسشنامه سطوح خودانتقادی استفاده شد. یافته‌ها نشان داد میان نمره افسردگی و نمره کل خودتخریبگری، هم در مردان و هم در زنان، رابطه معنی‌داری وجود دارد. می‌توان این‌طور بیان کرد که افسردگی در دیدگاه‌های روان‌پوشی گونه‌ای از سازش‌یافتگی در بستری آسیب‌شناختی است (۱۷). در این نگاه، فرایند افسردگی به صورت پرخاشگری بازگشته به خود و در قالب خودتخریبگری قابل ردیابی است. آنچه می‌توان در مورد این یافته گفت این است که دیدگاه روان‌پوشی توجه ویژه‌ای به گرایش‌های خودتخریبگر دارد. در این دیدگاه، خودتخریبگری را می‌توان مسیری برای ارضای غریزه مرگ در نظر گرفت و به باور فروید، تمایلات خودتخریبگرانه باید در افراد افسرده زیاد باشد (۱۷). بنابراین، همبستگی مثبت میان عوامل و نمره کلی مقیاس خودتخریبگری مزمن با افسردگی نشانگر روایی CSDS است.

دیگر یافته‌های مربوط به روایی نیز تأییدکننده روایی همگرای CSDS بود. مرور پیشینه پژوهش، ارتباط تمام این متغیرها (خودانتقادی درونی، خودانتقادی مقایسه‌ای، شرم و گناه) را با خودتخریبگری نشان داده است. برای مثال، نشان داده شده است که تمایلات خودتخریبگرانه با شرم (۵، ۱۰)، گناه (۱۰، ۱۸) و خودانتقادی (۱۹، ۲۱) مرتبط است. همچنین، از آنجا که احساس گناهکاری از تظاهرات هیجانی افسردگی و بازخورد منفی و انتقاد دائم نسبت به خود از تظاهرات شناختی افسردگی است (۲۲)، و بنا بر دیدگاه روان‌پویشی، شاهد تمایلات خودتخریبگرانه در افراد افسرده هستیم، انتظار می‌رود میان خودتخریبگری و احساس شرم و گناه و تمایلات خودانتقادی نیز ارتباط معنی‌داری وجود داشته باشد. پژوهشی که به تازگی در این زمینه انجام شده است (۱۱)، نشان داد خودتخریبگری را می‌توان با پنج سازه خودشناسی، خودانتقادی درونی، خودانتقادی بیرونی، احساس گناه و احساس شرم با برآزش بالا اندازه‌گیری کرد. با توجه به چنین ارتباطاتی، برای بررسی روایی CSDS در پژوهش حاضر، از همستگی آن با متغیرهای نام برده استفاده شد و یافته‌ها نشانگر تأیید روایی همگرای مقیاس بود. افزون بر نمره کلی خودتخریبگری، عامل نخست مقیاس زنان و عامل دوم مقیاس مردان با تمام متغیرهای مورد سنجش (خودانتقادی درونی، خودانتقادی مقایسه‌ای، شرم، گناه و افسردگی) ارتباط معنی‌داری داشتند. در هر دو مقیاس زنانه و مردانه، محتوای این عوامل، به مسامحه و به تعویق‌اندازی امور مربوط است؛ عاملی که شاید اساسی‌ترین بُعد خودتخریبگری باشد. از سوی دیگر، تمام خرده‌مقیاس‌ها و نمره کل در زنان با خرده‌مقیاس شرم و در مردان با خودانتقادی درونی رابطه داشتند. این موضوع ممکن است تبیین‌کننده وجوه متفاوت خودتخریبگری در مردان و زنان باشد.

تحلیل عاملی اکتشافی چهار عامل «سهل‌انگاری و عدم تقید»، «مسامحه»، «مخاطره‌جویی» و «تخدرطلبی» را در مردان و سه عامل «مسامحه و خطرپذیری»، «بی‌نظمی» و «عدم مراقبت و برنامه‌ریزی» را در زنان نشان داد. در مردان ۵۰/۵ درصد واریانس و در زنان ۴۵/۴ درصد واریانس متغیر خودتخریبگری توسط این عوامل تبیین شد. در بررسی‌های کلی و همکاران (۳) نتایج تحلیل عاملی روی نسخه انگلیسی CSDS، عوامل قابل نام‌گذاری به‌دست‌نداد، ولی سازندگان مقیاس بر این باورند که گویه‌ها چهار حوزه مسامحه، مراقبت ضعیف بهداشتی، شواهدی از تخلف و نبود برنامه‌ریزی را

پوشش می‌دهد (۳). در پژوهش حاضر، عامل‌های به‌دست‌آمده برای مردان و زنان نام‌های متفاوت به خود گرفتند. در مجموع، هماهنگی قابل ملاحظه‌ای میان عامل‌های استخراج‌شده و ادعای اولیه سازندگان مقیاس وجود دارد. نتایج تحلیل عاملی نسخه لهستانی CSDS، به دلیل آنکه در قالب مقاله انگلیسی ارائه نشده، به‌طور دقیق قابل واریسی نبود. نتایج تحلیل عاملی نسخه لهستانی که در دیگر مقالات درج شده است (۱۵)، نشانگر آن است که نسخه لهستانی مقوله‌های «تخلف و خطر»، «مراقبت ضعیف بهداشتی»، «مسامحه فردی و اجتماعی»، «نبود برنامه‌ریزی» و «درماندگی و انفعال در مواجهه با مشکلات» را در برمی‌گیرد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، میان محتوای مقوله‌های نسخه لهستانی و عوامل به‌دست‌آمده در نسخه فارسی نیز همخوانی قابل توجهی وجود دارد، هرچند در تعداد عوامل تفاوت وجود دارد. به دلایل پیش‌برشمرده، امکان مقایسه دقیق‌تر عوامل به‌دست‌آمده نسخه لهستانی و نسخه فارسی و بررسی تفاوت‌های جنسیتی در این زمینه وجود ندارد.

تحلیل عاملی نسخه فارسی CSDS عوامل مختلفی را برای زنان و مردان به‌دست داد. این امر مورد انتظار بود، زیرا سازندگان مقیاس نیز از ابتدا گویه‌های متفاوتی را برای زنان و مردان پیشنهاد کرده بودند و تنها تعدادی از گویه‌ها میان دو نسخه زنانه و مردانه مشترک بود (۳). همسو با یافته‌های پژوهش حاضر، تصور می‌شود برخی رفتارهای خودتخریبگری، مانند مصرف سیگار و الکل و روی‌آوری به بازی‌های شرطی و قمار، در مردان بیشتر به چشم بخورد و از سوی دیگر، از آنجا که حساسیت زنان نسبت به مراقبت‌های سلامت و بهداشتی بیشتر است، بی‌توجهی به مراقبت‌های بهداشتی، به‌عنوان یک رفتار خودتخریبگر، در زنان بیشتر خودنمایی کند. این تفاوت‌ها در عوامل به‌دست‌آمده نسخه فارسی به‌خوبی نشان داده شده است. در بررسی تفاوت‌های مردان و زنان در پاسخ‌گویی به CSDS یافته‌های یک پژوهش، با کاربرد نسخه لهستانی CSDS، نشان داد که زنان نمره بالاتری در مراقبت ضعیف بهداشتی و مردان نمره بالاتری در مسامحه فردی و اجتماعی، نبود برنامه‌ریزی و درماندگی به‌دست می‌آورند (۱۵). البته در پژوهش مورد اشاره، شدت خودتخریبگری در زنان و مردان تفاوتی نشان نداد و تفاوت‌ها تنها در حوزه‌های متفاوت خودتخریبگری در هر یک از دو جنسیت به چشم می‌خورد.

2. Sharp M, Schill T. Chronic self-destructiveness and self-defeating personality: similarities and differences. *J Pers Assess.* 1995; 64(2):270-8.
3. Kelley K, Byrne D, Przybyla D, Eberly C, Ebedy B, Greendlinger V, et al. Chronic self-destructiveness: Conceptualization, measurement, and initial validation of the construct. *Motiv Emotion.* 1985; 9(2):135-51.
4. American Psychiatric Association. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*; 3th ed. Revised. Washington, DC: American Psychiatric Association; 1987.
5. Baumeister RF, Scher SJ. Self-defeating behavior patterns among normal individuals: review and analysis of common self-destructive tendencies. *Psychol Bull.* 1988; 104(1):3-22.
6. Wei M, Ku T. Testing a conceptual model of working through self-defeating patterns. *Journal of Counseling Psychology.* 2007; 54(3):295-305.
7. Turp M. The many faces of self-harm. *Psychodynamic Practice.* 2002; 8(2):197-217.
8. Harder DH, Zalma A. Two promising shame and guilt scales: a construct validity comparison. *J Pers Assess.* 1990; 55(3-4):729-45.
9. Harder DW, Rockart L, Cutler L. Additional validity evidence for the Harder Personal Feelings Questionnaire-2 (PFQ2): a measure of shame and guilt proneness. *J Clin Psychol.* 1993; 49(3):345-8.
10. Mousavi A. Studying of guilt feeling, self-criticism, and self-knowledge in autoimmune patients, non autoimmune patients, and healthy individuals. Tehran: Tehran University; 2005. [Persian]
11. Mousavi A, Ghorbani N, Ghazitabatabaee M. An investigation of psychological self-destruction via self-knowledge, self-criticism and feelings of shame and guilt among patients with autoimmune and non-autoimmune disorders alongside healthy individuals. *Journal of Behavioral Sciences.* 2014;8(1):1-9. [Persian]
12. Beck A, Steer R, Brown G. *Manual for the BDI-II.* San Antonio, TX: The Psychological Corporation; 1996.
13. American Psychiatric Association. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders.* 4th ed. Washington, DC: American Psychiatric Association; 1994.

باید توجه داشت که نمونه پژوهش حاضر تنها از دانشجویان دانشگاه تهران گردآوری شد. محدودیت نمونه از نظر نوع دانشگاه، سطح تحصیلات و سن، ممکن است تفاوت‌هایی را در نوع بارگیری گویه‌ها روی عوامل ایجاد کند و این موضوع باید در پژوهش‌های آتی مد نظر قرار گیرد. با توجه به آنکه پژوهش حاضر نخستین پژوهش در مورد ویژگی‌های روان‌سنجی و ساختار عاملی نسخه فارسی مقیاس خودتخریب‌گری مزمن بود، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی و به‌ویژه هنگام اجرا روی دیگر گروه‌های جمعیت‌شناختی، مجدداً نسخه ۷۳ گویه‌ای به کار گرفته شود. این امر به روشن شدن این مسأله کمک می‌کند که آیا حذف شدن برخی گویه‌ها و نوع بارگیری گویه‌ها روی عوامل، به ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه حاضر وابسته بوده است و یا یک تفاوت فرهنگی است که در تمام نمونه‌های فارسی‌زبان به چشم می‌خورد. همچنین پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی افرادی با سابقه یا گرایش خودکشی یا رفتارهای خودآسیب‌رسان، با پرسشنامه خودتخریب‌گری مزمن بررسی شوند تا روایی افتراقی پرسشنامه هم سنجیده شود. در جمع‌بندی نهایی، می‌توان گفت که نسخه فارسی خودتخریب‌گری مزمن از ویژگی‌های روان‌سنجی قابل قبولی برای کاربرد در پژوهش‌ها برخوردار است. می‌توان از یافته‌های حاصل از به‌کارگیری مقیاس خودتخریب‌گری، به‌ویژه در تلاش‌های درمانی و پیشگیرانه، استفاده کرد. توجه به تفاوت‌های جنسیتی در رفتارهای خودتخریب‌گر نیز بسیار مهم است.

سپاسگزاری

از تمام دانشجویان عزیزی که با صبر و بردباری به پرسشنامه‌ها پاسخ دادند و همچنین دوستانی که امکان نمونه‌گیری را فراهم آوردند، صمیمانه قدردانی می‌شود. [این مقاله برگرفته از پایان‌نامه مقطع دکترای نویسنده اول است].

[بنا به اظهار نویسنده مسئول مقاله، حمایت مالی از پژوهش و تعارض منافع وجود نداشته است].

منابع

1. Nock MK. Self-injury. *Annu Rev Clin Psychol.* 2010;6(6):339-63.

14. Zarean M. The relation of personality factors and dimensions of the integrative hierarchical model with anxiety and depression symptoms: Testing the mediatory role of metacognition. Tehran: University of Social Welfare and Rehabilitation; 2009.
15. Tsirigotis K, Gruszczyn W, Tsirigotis-Maniecka M. Gender differentiation in indirect self-destructiveness and suicide attempt methods (gender, indirect self-destructiveness, and suicide attempts). *Psychiatr Q*. 2014; 85:197-209.
16. Nichols DP. My coefficient alpha is negative: SPSS Inc, Keywords, number 68; 1999.
17. Ogden T. *Subjects of Analysis*. Northvale, NJ: Jason Aronson; 1994.
18. O'Connor LE, Berry JW, Weiss J, Bush M, Sampson H. Interpersonal guilt: the development of a new measure. *J Clin Psychol*. 1997; 53(1):73-89.
19. Bagby RM, Rector NA. Self-criticism, dependency and the five factor model of personality in depression: assessing construct overlap. *Pers Individ Dif*. 1998; 24(6):895-7.
20. Ghorbani N, Mousavi A, Watson P, Chen Z. Integrative self-knowledge and the harmony of purpose model in Iranian autoimmune patients. *Electro J Appl Psychol*. 2011;7(2):1-8.
21. Thompson R ZD. The Levels of Self-Criticism Scale: comparative self-criticism and internalized self-criticism. *Pers Individ Dif*. 2004; 36(2):419-30.
22. Dadsetan P. *Developmental Psychology. From infancy through adulthood*. Tehran: Samt Publicatin; 2001 [Persian]

Original Article

The Validity, Reliability and Factorial Structure of the Chronic Self-Destructiveness Scale (CSDS)

Abstract

Objectives: The aim of this study was to investigate validity, reliability and factorial structure of the Persian version of the Chronic Self-Destructiveness Scale (CSDS). **Method:** The method of translation- back translation was used for regulating the Persian version of the Chronic Self-Destructiveness Scale (CSDS). A total of 413 questionnaires (234 females and 179 males) were completed for CSDS factorial structure by the method of convenient sampling for different disciplines (technical, basic science and human science) in Tehran University. In order to estimate test-retest reliability, 28 female students have responded two times during two weeks and 26 male students have responded two times during five weeks to Chronic Self-Destructiveness Scale (CSDS). Also, 55 female student and 45 male students were evaluated for convergent validity. In addition to Chronic Self-Destructiveness Scale (CSDS), Personal Feeling Questionnaire (PFQ), Levels of Self-Criticism Scale (LSCS) and Beck Depression Inventory-II (BDI-II) were used for gathering the information. Data analysis was performed by using of Pearson and Spearman correlation coefficients and exploratory factorial analysis. **Results:** Factorial analyses showed four factors for male items (23 items): “inconsideration and lack of obligation”, “neglect”, “risk taking” and “stupefaction” and three factors for female items (19 items): “neglect and risk taking”, “irregularity”, and “lack of preservation and planning”. Four factors of male scale and three factors of female scale determined 50.5% and 45.4% of the total variance score, respectively. Cronbach Alpha coefficients were 0.849 and 0.845 for men and women, respectively. The Cronbach Alpha coefficients were 0.865-0.698 for men and 0.685-0.800 for women. The internal consistency of the scale was confirmed through calculating the Pearson correlation among score of factors together and also with total score and Spearman correlation coefficient between items of each factor. Convergent validity was verified by calculation of Pearson correlation coefficient between total score and the score of the factors of CSDS to scores of depression, the feel of shame and guilt, internalized self-criticism, and comparative self-criticism. **Conclusion:** The results supported the validity, reliability and factorial structure of Persian version of CSDS for using in researches.

Key words: *Chronic Self-Destructiveness Scale; factorial structure; validity; reliability*

[Received: 8 December 2014; Accepted: 21 April 2015]

Ashraf Sadat Mousavi ^a, Parviz Azadfalah*, Hojatolah Farahani ^b, Mohsen Dehghani ^c

* Corresponding author: Department of Psychology, Faculty of Human Sciences, Tarbiyat Moddares University, Tehran, Iran, IR.

Fax: +9821-82883676

E-mail: azadfallahparviz@modares.ac.ir

^a Tarbiyat Moddares University, Tehran, Iran;

^b Medical Science of Islamic Azad University, Tehran, Iran; ^c Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.